

Effet asymétrique de la politique monétaire, de change et de l'activité économique sur le niveau général des prix en République Démocratique du Congo.

Patrick KEBELA KEBELA¹

R

ésumé

L'objectif de cet article est de montrer l'existence des effets asymétriques de différents déterminants de l'inflation en RDC à l'aide d'un modèle autorégressif à retard échelonné non-linéaire (NARDL). Toutes choses étant égales par ailleurs, au seuil de signification de 5 %, il ressort que les chocs monétaires ont des effets asymétriques et significatifs sur les prix. Qu'il s'agisse d'une hausse ou d'une baisse, le taux de change a un effet inflationniste et asymétrique (mais symétrique avec une rigidité à la baisse des prix sur le long terme). L'effet du PIB est symétrique à court terme et asymétrique à long terme. Par ailleurs, le test de causalité de Granger basé sur l'approche de H. Y. Toda et T. Yamamoto (1995) montre que l'évolution de l'indice général des prix à la consommation est causée par l'évolution du PIB et du taux de change. L'évolution du ratio de liquidité de l'économie est causée par l'évolution du PIB. En plus, l'évolution du taux de change est également causée par celle du PIB. Ainsi, le PIB a un effet causal direct et indirect par le biais du taux de change. Il n'y a pas de lien de causalité entre le taux de liquidité et l'indice général des prix. Ces résultats montrent la pertinence des politiques pour stimuler l'activité économique et la prise en compte du comportement des agents économiques dans la stratégie de stabilisation des prix en RDC.

Mots clés : Politique monétaire, inflation, chocs positifs et négatifs, effets asymétriques et NARDL.

ABSTRACT

The aim of this paper is to show the existence of asymmetric effects of different determinants of inflation in the DRC, using a nonlinear autoregressive distributed lag model (NARDL). All else being equal, at the 5% significance level, monetary shocks have asymmetric and significant effects on prices. Whether it is a rise or a fall, the exchange rate has an inflationary and asymmetric effect (but symmetrical with downward price rigidity over the long term). The effect of GDP is symmetric in the short run and asymmetric in the long run. Moreover, Granger's causality test based on the approach of H. Y. Toda and T. Yamamoto (1995) shows that the evolution of the general consumer price index is caused by the evolution of GDP and the exchange rate. The evolution of the liquidity ratio of the economy is caused by the evolution of GDP. In addition, the evolution of the exchange rate is also caused by the evolution of GDP. Thus, GDP has a direct and indirect causal effect through the exchange rate. There is no causal link between the liquidity rate and the general price index. These results demonstrate the relevance of policies to boost economic activity and the consideration of the behavior of economic agents in the price stabilization strategy in the DRC.

Keywords: Monetary policy, inflation, positive and negative shocks, asymmetric effects and NARDL.

¹ Chef de Travaux ; Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Kinshasa E-mail : patrick.kebela@gmail.com et patrick.kebela@unikin.ac.cd Téléphone : +243 99 99 20 183

I. Introduction

Depuis février 2023, la Banque Centrale du Congo (BCC) multiplie les efforts en vue de la stabilité des prix des biens et services et du taux de change en République Démocratique du Congo (RDC). Pour ce, elle a pris un train de mesures, notamment elle s'est engagée à publier chaque jour le taux de change, en vue de lutter contre la spéculation observée sur le marché de change. En outre, depuis le 22 mars 2023, elle a décidé de relever le taux d'intérêt directeur, en le faisant passer successivement de 7,5% (son niveau de janvier 2023) à 9,0% ; en suite de 9 à 11% en juin 2023 ; puis de 11 à 25% depuis août 2023 à ce jour. Selon la BCC, ces mesures sont prises pour neutraliser tout excès de liquidité et soutenir la stabilité macroéconomique. Cependant, la question que l'on se pose est de savoir si ces interventions susmentionnées sont à même de produire les effets escomptés ? D'aucun n'ignore que les effets de toutes politiques macroéconomiques, en particulier de la politique monétaire sont subordonnés à la manière dont elles sont vues par les agents économiques en général, et ceux du secteur privé en particulier (Blanchard, 2021).

Le comportement des agents économiques dépend non seulement de faits économiques en présence, mais aussi des facteurs sociaux, des croyances et perception qu'ils ont des décideurs (Tversky & Kahneman, 1974). C'est pourquoi, bien que la politique monétaire soit le principal outil employé dans l'objectif de stabilité des prix [(Perkins, et al., 2008) ; (Chami, et al., 2021)], il reste à savoir si les chocs monétaires positifs et négatifs ont des effets symétriques sur les prix des biens et services. Cette préoccupation reste aussi valable pour les effets des chocs positifs et négatifs du taux de change sur les prix. En outre, dans un contexte où les agents économiques n'ont pas la même information, la situation de spéculation sur le marché de change et l'instabilité des prix intérieurs conduisent à des contraintes qui ne rendent pas praticable une seule politique économique (Albertini, 1994). En effet, la politique monétaire ne peut pas conduire à un comporte-

ment symétrique d'indicateurs économiques, notamment le niveau général des prix. Sachant que l'efficacité des interventions de toute Banque centrale sur l'activité économique et sur les prix dépend, non seulement de l'orientation et de type d'instruments utilisés, mais aussi et surtout de sa crédibilité et son indépendance [(Bénassy-Quéré, et al., 2019) ; (Hayford, 2006)] ; la politique monétaire expansionniste ne peut pas avoir un effet de même grandeur en valeur absolue (bien que des signes différents) sur les prix de biens et services, qu'une politique monétaire restrictive (Senda, 2001).

Par conséquent, les effets asymétriques d'une politique économique en général, et d'une politique monétaire en particulier, peuvent être causés notamment par : le manque de confiance des agents économiques, le rationnement des crédits et la rigidité des prix à la baisse. Il convient de noter que les effets asymétriques peuvent affecter l'efficacité d'une politique monétaire (Morgan, 1993) ; par le fait que les facteurs influençant l'offre et la demande sur n'importe quel marché comprennent des facteurs économiques, sociaux et émotionnels. Nous pouvons noter avec Shiller (2015), que ces facteurs sont changeants « avec notre culture changeante ... Il est si difficile pour la plupart d'entre nous de déterminer quels mouvements sont causés par de bonnes raisons raisonnables et des opinions d'experts, et lesquels sont causés par l'imagination humaine et la psychologie sociale » (Shiller, 2015, p. 225).

La présence de ces facteurs ne peut pas garantir l'existence d'effet symétrique des politiques économiques. Les incitations des agents économiques à la suite des interventions de la Banque centrale, loin d'être les mêmes ne peuvent pas garantir des effets symétriques. Ainsi, les chocs de la politique monétaire et/ou de change sur l'évolution des prix ne peuvent pas être symétriques. En plus, de nombreuses décisions économiques, notamment monétaires sont fondées sur des croyances concernant la probabilité de survenance d'événements futurs [(Bénassy-Quéré, & al., 2019) ; (Drumetz, & al., 2015) ; (Shiller, 2015)]. Mais, ces croyances peuvent comportées

des biais dans des problèmes plus complexes et moins transparents avec toutes les implications théoriques et pratiques possibles (Tversky & Kahneman, 1974). D'où, la nécessité d'examiner la possibilité de l'existence d'effets asymétriques de la politique monétaire en RDC où la crédibilité et l'indépendance de la Banque centrale est mise à l'épreuve ; particulièrement le contexte où les dirigeants politiques ont toujours été tentés à recourir à tous les moyens pour le positionnement politique (Mukoko, 2021).

Ce papier a pour objectif de montrer que les effets sur les prix de chocs monétaires (positifs et négatifs), du taux de change et de l'activité économique en RDC sont asymétriques. Etant donné que les variations du stock de monnaie exercent leur influence avec décalage (Friedman, 1961) et que les agents économiques ont des incitations, à la suite des chocs, ne pouvant pas garantir la linéarité entre les grandeurs économiques à travers leurs ajustements (Granger, 1991) ; (Escrignano & Pfann, 1991)), nous avons fait recourir à un modèle dynamique susceptible de capter les effets asymétriques de court et long terme sur les prix du taux de liquidité, du taux de change et du produit intérieur brut. Le modèle utilisé est celui qui a été développé par Shin et al. (2014), soit le modèle autorégressif à retard échelonné non-linéaire (NARDL). L'estimation de ce modèle est faite avec les données tirées de la base des données de la Banque Mondiale sur les indicateurs de développement dans le monde (WDI, 2022). Ces données couvrent la période allant de 1970 à 2021. Pour ce faire, notre analyse est structurée en trois sections, outre l'introduction et la conclusion. La première section porte sur la revue de littérature. La deuxième section sur la méthodologie présente le modèle d'analyse et les variables. La troisième section, quant à elle porte sur la présentation et discussion des résultats empiriques relatifs aux effets asymétriques sur l'inflation en RDC.

II. Revue de Littérature

Le comportement des agents économiques dépend non seulement de faits économiques en

présence, mais aussi des facteurs sociaux, des croyances et perception qu'ils ont des décideurs (Tversky & Kahneman, 1974). C'est pourquoi, bien que la politique monétaire soit le principal outil employé dans l'objectif de stabilité des prix [(Perkins, et al., 2008) ; (Chami, et al., 2021)], il reste à savoir si les chocs monétaires positifs et négatifs ont des effets symétriques sur les prix de biens et services. Cette préoccupation reste aussi valable pour les effets des chocs positifs et négatifs du taux de change sur les prix. En outre, dans un contexte où les agents économiques n'ont pas la même information, la situation de spéculation sur le marché de change et l'instabilité des prix intérieurs conduisent à des contraintes qui ne rendent pas praticable une seule politique économique (Albertini, 1994). Par conséquent, la politique monétaire ne peut pas conduire à un comportement symétrique d'indicateurs économiques, notamment le niveau général des prix. Sachant que l'efficacité des interventions de toute Banque centrale sur l'activité économique et sur les prix dépend, non seulement de l'orientation et de type d'instruments utilisés, mais aussi et surtout de sa crédibilité et son indépendance [(Bénassy-Quéré, & al., 2019) ; (Hayford, 2006)] ; la politique monétaire expansionniste ne peut pas avoir un effet de même grandeur en valeur absolue (bien que des signes différents) sur les prix de biens et services, qu'une politique monétaire restrictive (Senda, 2001).

Le fait que la politique monétaire ait des effets asymétriques n'est pas nouveau ; les économistes en avaient déjà fait mention pendant plusieurs décennies après la Grande Dépression. Dans cette perspective, Keynes (1936) avait fait valoir que la politique monétaire expansionniste a peu d'impact sur la demande globale dans les premiers stades d'une récession ; et que si l'économie est dans une trappe à liquidité, une politique monétaire expansionniste est inefficace (Keynes, 1936). Depuis les études de Cover (1992) et de Morgan (1993), il y a un regain d'intérêt de savoir si la politique économique en général, et la politique monétaire en particulier pourrait avoir un effet symétrique sur l'activité économique et/ou sur l'inflation (Cover, 1992) ; (Morgan, 1993).

En outre, selon Friedman (1968) : « l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire, produit en premier lieu par une croissance trop rapide de la quantité de monnaie,, les tentatives visant à supprimer les hausses de prix sans supprimer leur source de base font beaucoup plus de mal que de bien. » (Friedman, 1968, p. 18). Cette proposition souligne une relation causale directe entre la quantité de monnaie en circulation et l'inflation ; d'où, la politique monétaire est un instrument naturel de contrôle de l'inflation [(Bénassy-Quéré, et al., 2019) ; (Mishkin, 2022)]. Toutefois, les preuves d'une asymétrie dans les effets des chocs monétaires sur le niveau général des prix restent encore mitigées.

À l'aide d'un modèle Vecteur Autorégressif structurel avec variables exogènes et des données trimestrielles de 1961 à 2019 de l'économie des Etats-Unis d'Amérique, Debortoli et al. (2020) ont démontré que la politique monétaire expansionniste et restrictive ont des effets asymétriques. Un choc monétaire positif a un effet élevé sur les prix et un faible effet sur les variables réelles de l'activité.

De son côté Karras (2013) a cherché à voir si l'effet asymétrique de la politique monétaire était un phénomène international. A partir d'un panel de 38 pays sur la période allant de 1950 à 1990, il a trouvé que les chocs monétaires négatifs ont plus d'effet sur la production que les chocs positifs, dont les effets sont statistiquement non significatifs. En plus, partant de l'hypothèse des effets asymétriques de chocs monétaires sur l'inflation, il a trouvé que les effets sur les prix étaient symétriques.

Bawa et al. (2020) ont examiné l'impact des chocs pétroliers sur l'inflation au Nigeria. Ils ont fait recours au modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) non-linéaire (ou NARDL) avec les données trimestrielles sur la période allant de 1999 à 2018. Ils ont trouvé que les hausses des prix du pétrole ont un impact significatif sur l'inflation. En outre, l'inflation réagit également positivement à la baisse des prix du pétrole ; en d'autres termes les baisses des prix du pétrole ont abouti à une inflation plus élevée dans le pays lorsque la variable du taux de change a été supprimée des

modèles.

De leur côté, Henry et Hamisu (2020) ont cherché à étudier les effets des chocs de politique monétaire sur le niveau de la production et des prix au Nigeria. Avec les données annuelles de 1981 à 2018, ils ont estimé le modèle NARDL. A l'aide de test de Wald, ils ont trouvé que la politique monétaire a des effets asymétriques à court et à long terme au Nigeria. En plus, à long terme le choc négatif a un impact plus élevé sur les prix qu'un choc positif.

Toujours sur Nigeria, Olayiwola et Ogun (2019) ont examiné l'effet asymétrique des chocs positifs et négatifs de politique monétaire sur la production et les prix. Ils ont considéré les chocs de taux d'intérêt. Comme Bawa et al.(2020) et Henry et Hamisu (2020), ils ont utilisé le modèle NARDL avec les données trimestrielles couvrant la période allant de 1986 à 2016. Ils ont considéré les variables suivantes : la production (PIB), le taux d'intérêt, la masse monétaire, le taux d'inflation, l'investissement et le taux de change effectif réel. Ils ont trouvé qu'à court terme, les chocs négatifs ont des effets plus importants sur la production que les chocs positifs ; mais des chocs positifs et négatifs de politique monétaire n'ont pas d'effets significatifs sur le niveau des prix ; alors qu'à long terme, les chocs positifs ont des effets plus importants que les chocs négatifs tant sur la production que sur les prix (Olayiwola & Ogun, 2019). Contrairement à Henry et Hamisu (2020), Olayiwola et Ogun (2019) trouvent qu'à court terme les chocs monétaires n'ont pas d'effet significatif sur les prix.

En outre, Kelikume (2017), à partir d'un modèle Vecteur à correction d'erreur (VEC) et des données mensuelles tirées de l'économie nigériane de 2006 à 2016, a trouvé que les taux de change et prix des produits pétroliers ont des effets asymétriques sur les prix. A court terme, l'effet du choc positif sur le taux de change est plus élevé que celui du prix des produits pétroliers ; en plus le choc négatif entraîne une inflation. Par ailleurs, à long terme les deux variables ont des effets significatifs sur les prix.

Dans l'objectif d'analyser les effets « asymétriques » de la politique monétaire aux Etats-Unis d'Amérique sur la production et les prix, Weise (1999) a fait recours à un modèle vecteur autorégressif (VAR) non-linéaire, avec les modèles intégrant une rigidité nominale asymétrique. Utilisant les données trimestrielles sur la période allant de 1960 à 1995, il a trouvé que les chocs sur la masse monétaire ont des effets plus forts sur la production et des effets plus faibles sur les prix lorsque la croissance de la production est initialement faible. Les chocs monétaires positifs et négatifs ont des effets presque symétriques. Cependant, l'effet asymétrique est observé suite à des chocs de grandeurs différentes. En effet, il a lancé l'invitation pour les autres recherches devant tester différents modèles générateurs d'asymétrie. Toutefois, la monnaie n'est pas l'unique cause de l'inflation. Dans le cas de l'Iran, Tabari et Nasrollahi (2013) ont démontré, à l'aide d'un modèle VEC et des données mensuelles de 1989 à 2007, que l'offre de monnaie est la variable qui impacte le plus le niveau général des prix. Outre la variable monétaire, les autres variables qui impactent sur les prix sont la production et le taux de change.

Dans ce papier nous essayons d'analyser, dans le cas de la République Démocratique du Congo, les effets des chocs de (du) : l'offre de monnaie, taux de change et la production (l'activité économique) sur l'inflation. En plus, à partir d'un modèle autorégressif à retard échelonné non-linéaire (ou NARDL), essayer de vérifier si les effets de ces déterminants sont asymétriques tant à court qu'à long terme.

III. Méthodologie

3.1 Modèle autorégressif à retards échelonnés non-linéaire

Pour analyser les effets sur l'inflation en RDC, nous allons recourir au modèle dynamique de type autorégressif à retard échelonné non-linéaire. Ce dernier a été développé en 2014 par Y. Shin, B. Yu et M. Greenwood-Nimmo. Ce modèle présente un cadre dynamique non linéaire,

qui est capable de modéliser simultanément et de manière cohérente les asymétries à la fois dans la relation de longue période et dans la dynamique de court terme (Shin, et al., 2014). Toutefois, le modèle NARDL est une extension du modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) ; lequel a été développé en 1999 par M. H. Pesaran et Y. Shin, et raffiné en 2001 par M. H. Pesaran ; Y. Shin et R. J. Smith.

Les modèles ARDL présentent trois intérêts majeurs : (i) ils offrent un moyen pratique de traiter les relations à long terme en se concentrant sur la dynamique d'une seule équation, où la relation à long terme et la dynamique à court terme sont estimées conjointement; (ii) ils peuvent donc être facilement étendus à un cadre de données de panel; (iii) ils permettent de traiter des variables qui sont intégrées d'ordre différents, soit I (0) et/ou I (1), et non seulement I (1) comme dans le cas de cointégration au sens de granger [(Pesaran et Shin, 1999) ; (Pesaran, et al., 2001)]. En d'autres termes, le modèle NARDL est un modèle ARDL non-linéaire susceptible des capter les asymétries tant à long qu'à court termes. Il est estimé par les moindres carrés ordinaires (MCO) ; en plus, les méthodes inférentielles simples présentent un moyen de discriminer entre les diverses formes et combinaisons d'asymétries d'une manière directe (Shin, et al., 2014).

Pesaran et Shin (1999) ont démontré que les estimateurs des paramètres de court et de long terme par la méthode de moindres carrés ordinaires dans le cadre du Modèle ARDL (1, 0) sont consistants et tendent vers leurs vraies valeurs. Ainsi, ils ont présenté d'une manière générale le modèle ARDL(p, q), qui peut être écrit comme ci-après :

$$\Phi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta'(L)x_t + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + u_t \quad (1)$$

$$\text{où : } \Phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j \text{ et } \beta(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j L^j$$

tout en supposant que le terme d'erreur dans le modèle ARDL (p, q) est distribué de manière indépendante et identiquement distribué de moyenne nulle et de variance minimale finie et constante, soit $u_t \sim \text{iid}(0, \sigma^{u_2})$
En utilisant la décomposition :

$$\beta(L) = \beta(1) + (1 - L)\beta^*(L)$$

où : $\beta^*(L) = \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* L^j$

$$\beta_j^* = - \sum_{i=j+1}^q \beta_i$$

Ainsi l'équation (1) ci-dessus peut être réécrite de la manière ci-après :

$$\Phi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta' x_t$$

$$+ \beta' x_t + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + u_t$$

En appliquant similairement la décomposition avec l'opérateur de retard :

$$\Phi(L) = \Phi(1) + (1 - L)\Phi^*(L)$$

Avec : $\Phi(1) = 1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i$,

$$\Phi^*(L) = \sum_{j=0}^{p-1} \Phi_j^* L^j$$

et $\Phi_j^* = \sum_{i=j+1}^p \Phi_i$

nous obtenons :

$$\Phi(1)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta' x_t + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} - \Phi^*(L)\Delta y_t + u_t \quad (3)$$

A partir de l'équation (1), nous avons :

$\Delta y_t = \Phi(L)^{-1} \alpha_1 + \beta' L \Delta x_t + \Delta u_t$ et en substituant cette expression dans l'équation (3), nous obtenons :

$$y_t = \mu_0 + \delta t + \theta' x_t + \frac{\{\beta^*(L) - \Phi^*(L)[\Phi(L)]^{-1}\beta(L)\}}{\Phi(1)} \Delta x_t + \frac{\{1 - (1-L)\Phi^*(L)[\Phi(L)]^{-1}\}}{\Phi(1)} u_t \quad (4)$$

Où :

$$\mu_0 = \frac{\alpha_0 - \Phi^*(1)\delta}{\Phi(1)}, \delta = \frac{\alpha_1}{\Phi(1)}, \theta = \theta(1) = \frac{\beta}{\Phi(1)}$$

En faisant la décomposition avec l'opérateur de retard :

$$\theta(L) = \theta(1) + (1 - L)\theta^*(L)$$

où : $\theta^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j^* L^j$ et $\theta_j^* = - \sum_{i=j+1}^{\infty} \theta_i$

ainsi l'équation (4) peut s'écrire :

$$y_t = \mu_0 + \delta t + \theta' x_t + \theta^*(L) \Delta x + \Phi(L) - 1 u_t \quad (5)$$

En associant les variables indépendantes de (2) et de (3), on a l'expression ci-après :

$$y_t = \mu_0 + \delta t + \theta' x_t + \sum_{j=0}^{q-1} \theta_j^* \Delta x_{t-j} + \kappa_0 t \quad (6)$$

Avec : $\kappa_0 t = \sum_{j=q}^{\infty} \theta_j^* e_{t-j} + [\Phi(L)]^{-1} u_t$ Par ailleurs, en termes de correction d'erreur, ce modèle peut être écrit comme ci-après :

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \beta' X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j^* \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_j^* \Delta X_{t-j} + \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t \quad (7)$$

Ou bien :

$$\Delta Y_t = \varphi (Y_{t-1} - \beta \varphi' X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j^* \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_j^* \Delta X_{t-j} + \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t \quad (8)$$

Avec : $\varphi < 0$

Alors, pour un modèle ARDL non-linéaire, il suffit de décomposer la (les) variable(s) explicative(s) en leur composante positive et négative en vue de saisir leur tendance à la hausse ou à la baisse. Ainsi l'équation Eq. N° 8 ci-dessus peut être réécrite de la manière suivante :

$$\Delta Y_t = \varphi \left(Y_{t-1} - \frac{\beta^+}{\varphi} X_{t-1} - \frac{\beta^-}{\varphi} X_{t-1} \right) + \sum_{j=0}^q \delta_j^{*+} \Delta X_{t-j} - \sum_{j=0}^q \delta_j^{*-} \Delta X_{t-j} + \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j^* \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_j^* \Delta X_{t-j}$$

Les coefficients α_0, α_1 sont l'ordonné à l'origine et l'effet de la tendance ; u_t est le terme d'erreur de moyenne nulle et de variance constante (un bruit blanc). Les coefficients $\lambda_j; \delta_j^+$ et δ_j^- sont les effets de court terme ; cependant $\varphi; \beta^+$ et β^- sont les coefficients de long terme. « Le coefficient φ (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif ; dans le cas contraire, il convient de rejeter une spécification de type MCE. En effet, le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme) irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme » (Bourbonnais, 2015, p. 304). Comme ARDL, le modèle NARDL donne la possibilité de traiter simultanément les effets asymétriques à court et à long termes (Shin, & al., 2014).

3.2 Variables considérées dans le modèle et leurs indicateurs

Les actions des Banques centrales affectent la masse monétaire, les taux d'intérêt, et le montant du crédit, qui ont tous des impacts directs non seulement sur les marchés financiers, mais aussi sur la production globale et l'inflation [(O'Neill, et al., 2017) ; (Mishkin, 2022) ; (Mishkin et Eakins, 2015)]. Dans cette étude, l'analyse des effets sur l'inflation des variations de la monnaie et de change est faite en considérant le taux de liquidité dans l'économie et le taux de change. En plus, le niveau de l'activité économique (représenté par le PIB) est pris aussi en compte en vue de voir comment l'activité économique influence l'évolution des prix. Pour ce faire, les données annuelles pour la période allant de 1970 à 2021 sont utilisées dans un modèle NARDL.

Inflation

D'une manière simple, l'inflation est une augmentation auto-entretenu du niveau général des prix. Elle est mesurée par la variation relative de l'indice des prix à la consommation (IPC), lequel est aussi la mesure de coût de la vie (Blanchard, 2021) ; (Friedman, 1976) ; (Bezbakh, 2006). Dans cette analyse, les données sur l'IPC sont tirées de la base des données de la Banque mondiale sur les indicateurs de développement dans le monde (WDI, 2022). En outre, l'inflation représente la valeur interne de la monnaie et aussi l'effet des prix des biens importés sur le marché interne (Bénassy-Quéré, et al., 2019).

Variation de la masse monétaire

Le taux de liquidité de l'économie, l'un des instruments de la politique monétaire, est l'une des causes majeures de l'inflation ; les pays qui enregistrent des taux élevés de masse monétaire, ont tendance à avoir des taux d'inflation élevés (Mishkin, 2022). Selon le courant monétariste, l'inflation est premièrement un phénomène monétaire (Friedman, 1968). Le taux de liquidité mesure le poids de la monnaie dans les transactions et transferts entre les comptes bancaires (Bénassy-Quéré, et al., 2019). Nous l'utilisons pour saisir l'effet des chocs monétaires (positif et négatif) sur l'inflation. L'indicateur utilisé est le taux de la

monnaie banque centrale exprimé en pourcentage de PIB. Comme pour le premier indicateur, les données sont issues de la Banque mondiale (WDI, 2022).

Variation de taux de change

La variation de taux de change est utilisée pour ressortir les effets des prix des biens et services importés sur l'inflation. La dollarisation de l'économie et l'indexation des prix nationaux aux prix internationaux, dont l'évolution est tributaire au taux de change, font de celui-ci un des facteurs majeurs qui ont un impact sur les prix. Il permet ainsi à saisir l'inflation importée. En plus, étant donné qu'il impacte aussi la quantité de la masse monétaire en circulation, le taux de change compte parmi les causes de l'inflation [(Bezbakh, 2006) ; (Friedman, 1968) ; (Parkin et Swoboda, 1977)]. Cependant, le taux de change pourrait avoir un effet limité sur l'inflation dans une économie peu ouverte (Drumetz, et al., 2015).

Cycle d'activités économiques

Le niveau de l'offre des biens et services sur le marché, étant donné la demande, est l'une des causes de l'inflation. Ainsi, nous notons avec Friedman (1968) qu'en dehors de facteurs monétaires qui influent sur l'inflation, il existe d'autres causes, ainsi, C. Schmidt a déclaré, en avant-propos de l'ouvrage de Friedman (1968) qu'« il apparaît qu'en période de sous-emploi, l'inflation peut être expliquée par d'autres causes que l'augmentation de la quantité de monnaie mise en circulation par les autorités. En revanche, l'ajustement par les quantités, quand il se manifeste, n'est pas exempt de conséquences monétaires comme s'emploient à le démontrer les théories plus récentes du déséquilibre » (Friedman, 1968, p. 16).

De son côté Keynes (1936) a fait noter que : « le niveau général des prix dépend en partie du taux de rémunération des facteurs de production entrant dans le coût marginal et en partie de l'échelle globale de la production (l'équipement et la technique étant pris comme données). » (Keynes, 1936, pp. 392; Chap. 21, section II.). Dans l'optique de l'inflation par le coût, l'augmentation de l'offre sur le marché suite à la croissance aurait une influence négative sur l'évolution des prix, si le niveau de production est

au-delà de son niveau d'équilibre de longue période. Cependant, lorsque la production courante se trouve en deçà de son niveau d'équilibre, une croissance de la production s'en va avec l'augmentation des prix (Blanchard, 2021). En outre, une politique de relance, susceptible d'entraîner un déficit pourrait être une cause de spéculation sur le marché de change et déboucher à une hausse des prix (Albertini, 1994).

Dans notre analyse, l'indicateur utilisé pour saisir l'effet de la production (ou d'activités économiques) est le produit intérieur brut (PIB) en termes constants. Les données utilisées sont tirées de la base des données de la Banque mondiale sur les indicateurs de développement dans le monde (WDI, 2022).

IV. Présentation et discussion des résultats

4.1 Analyse exploratoire des séries

Les statistiques descriptives des séries utilisées sont présentées dans le tableau N° 2 ci-dessous. Ces statistiques sont calculées sur la période allant de 1970

à 2021. Au cours de cette période, la RDC a enregistré un taux d'inflation annuel moyen de 68,12% ; avec une valeur médiane de 25,83%. Ainsi, les valeurs de l'inflation sont distribuées de manière asymétrique à droite. Son écart-type représente 159,19% de sa moyenne ; ce qui atteste une forte dispersion au tour de la moyenne.

La liquidité de l'économie, quant à elle, a enregistré un taux de croissance moyen de 0,7% avec une médiane de 5,4% ; accusant ainsi une asymétrie à gauche de la série. Son écart-type équivaut à 7762% de sa moyenne. Le taux de croissance de la liquidité accuse ainsi une très forte dispersion. La figure N°1, qui est présentée après ne Tableau N° 2, ci-dessous démontre que le taux de croissance de la liquidité en RDC présente un comportement volatile sur la période considérée. Par ailleurs, l'évolution du taux de change accuse une dépréciation de Franc congolais de 68,07% face au dollar américain (avec une valeur médiane de 20,15%). Sa dispersion au tour de sa moyenne est similaire à celle de l'inflation (son coefficient de variation est 169 %).

Tableau N° 1 : Liste des variables, indicateurs, et source des données utilisées pour l'analyse

Nom de variable	Indicateur	Code	Sources des données
Inflation ou variation relative de l'IPC	Indices des prix à la consommation (IPC)	IPC2010	Banque Mondiale, (WDI,2022)
Variation de la liquidité de l'économie	Taux de liquidité de l'économie en pourcentage du PIB	MBCPIB	Banque Mondiale, (WDI,2022)
Variation du taux de change	Taux de change d'un dollar américain en Franc congolais	TX-CHANG	Banque Mondiale, (WDI,2022)
Cycle d'activités économiques	Produit intérieur Brut en \$ constant de 2015	PIB	Banque Mondiale, (WDI,2022)

Tableau N° 2 : Statistiques descriptives

	D(LIPC2010)	D(LMBCPIB)	D(LTXCHANG)	D(LPIB)
Moyenn	0,681152	0,007196	0,680662	0,012088
Médiane	0,258274	0,053912	0,201502	0,023233
Maximum	5,475338	1,903844	6,163123	0,090483
Minimum	0,007414	-2,392072	-0,024225	-0,144668
Ecart-Type	1,084301	0,558582	1,147133	0,053503
Coefficient d'asymétrie (Skewness)	2,634145	-1,381488	2,862816	-0,863961
Coefficient d'aplatissement (Kurtosis)	10,20426	11,43641	12,34302	3,207385
Coefficient de variation (CV)	1,59	77,62	1,69	4,43
Statistique de normalité (Jarque-Bera)	169,2695	167,465	255,159	6,436031
Probabilité (Jarque-Bera)	0,00000	0,00000	0,00000	0,040034

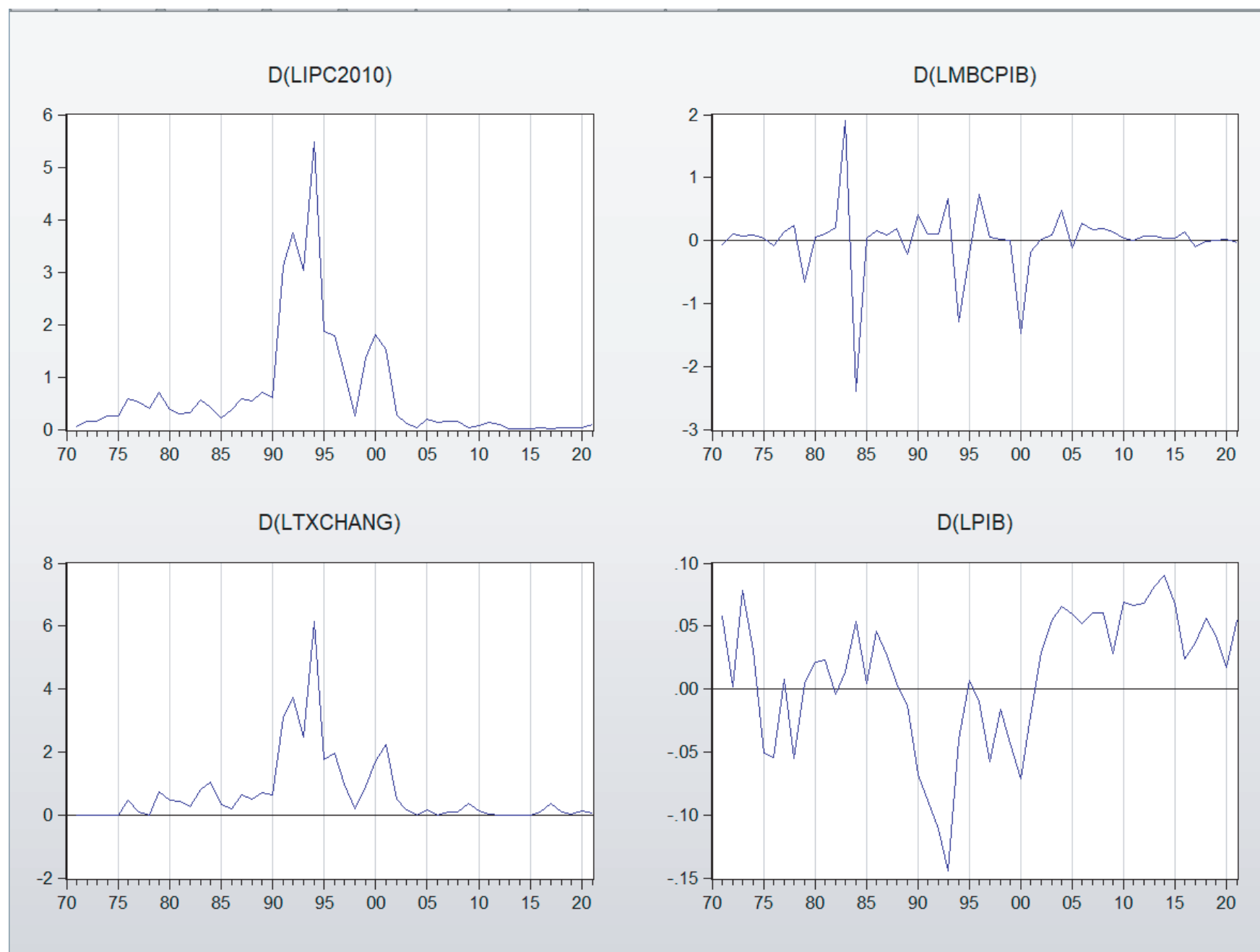
Source : Nos calculs sur base des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10.

La lecture de la figure N°1 laisse noter que l'évolution de la variation relative du taux de change est similaire à celle de l'inflation. Cette situation serait due à la dollarisation de l'économie congolaise. Quant à l'activité économique, la période a enregistré un taux de croissance moyen annuel de 1,21% avec une valeur médiane de 2,32%. Elle présente une asymétrie à gauche, comme il en est le cas pour le taux de croissance du taux de liquidité de l'économie. Elle accuse une forte dispersion, avec un écart-type représentant 443% de sa moyenne. En outre, de manière générale, l'inflation en RDC est tirée par l'évolution du taux de change.

Quant au test de stationnarité des séries, le test de ra-

cine unitaire a révélé que l'IPC et le taux de change (exprimés en logarithme) sont intégrés d'ordre zéro $I(0)$; avec rupture en 1991. Cependant, le taux de liquidité de l'économie est intégré d'ordre zéro, $I(0)$; et le PIB est intégrée d'ordre un, $I(1)$. Au regard des degrés d'intégration des différents indicateurs, le recours au modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) et/ou autorégressif à retard échelonné non-linéaire (ou NARDL) est autorisé.

Figure N° 1: Graphiques de l'évolution de l'inflation et ses déterminants de 1970 à 2021



Source : Sur base de nos calculs et données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10.

4.2 Présentation et discussion des résultats

Après la décomposition des variables explicatives en leurs composantes positives et négatives, soit LMBCPIB_POS, LMBCPIB_NEG, LTXCHANG_POS, LTXCHANG_NEG, LPIB_POS et LPIB_NEG, le modèle estimé est le modèle ARDL (1, 3, 2, 2, 3, 2, 3). Les résultats des

tests diagnostiques sont repris dans le tableau N° 3 ci-dessous. Au regard des résultats, les résidus du modèle estimé ne sont pas auto-corrélés (test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey). Ils sont distribués normalement (probabilité de la statistique de Jarque-Bera). En plus, il y a l'absence d'hétéroscédasticité et la spécification fonctionnelle est bonne (test Reset de Ramsey).

Tableau N° 3a: Tests diagnostiques

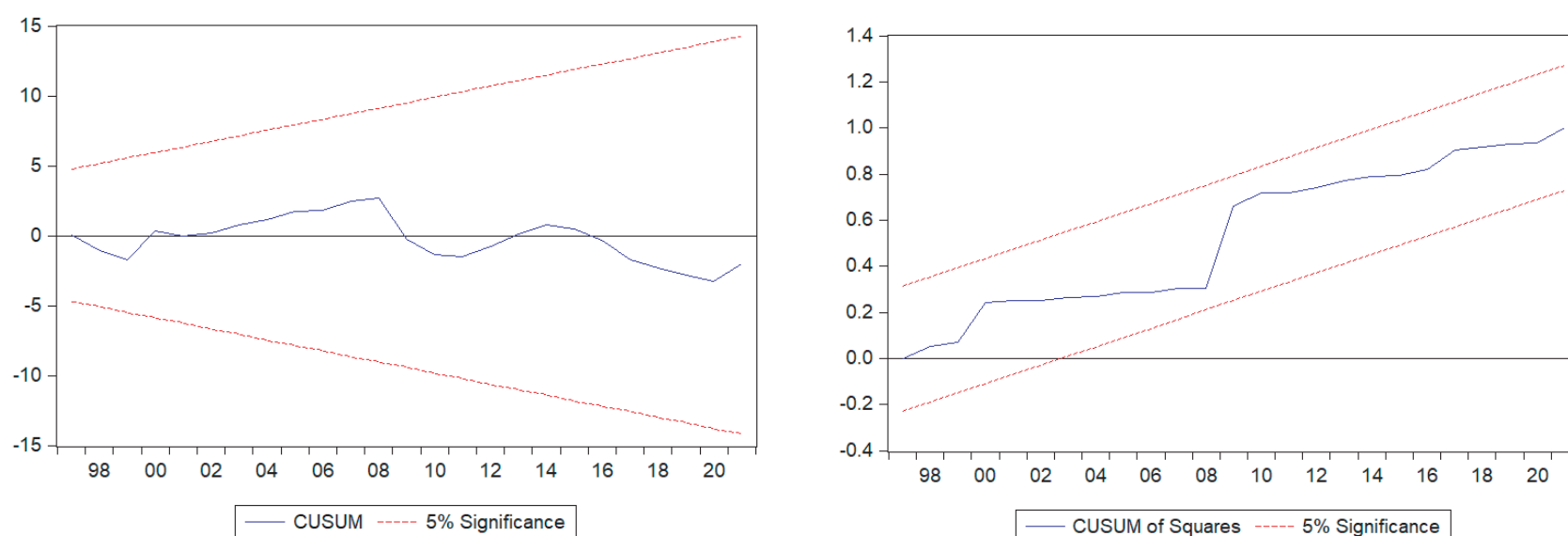
Test d'autocorrélation LM de Breusch-Godfrey		Test de Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey	
Statistique F	1,250062 (0,3052)	Statistique F	0,590544 (0,8921)
NObs*R-carré	4,706094 (0,0951)	NObs*R-carré	16,41437 (0,7948)

Tableau N° 3b: Tests diagnostiques

Test de Hétéroscédasticité		Test de spécification Reset de Ramsey	
Statistique F	0,098225 (0,7554)	Statistique t; dl=24	0,863517 (0,3964)
NObs*R-carré	0,102367 (0,7490)	Statistique F ; dl=(1, 24)	0,745661 (0,3964)
Test de normalité de résidus de Jarque-Bera			
Statistique de Jarque-Bera	4,256482 (0,11907)		

Source : Sur base des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10 ; les valeurs entre parenthèses sont les probabilités de significativité

La figure N° 2 ci-dessous, relatif aux graphiques de résidus récursifs, démontre que les coefficients estimés sont stables tant du point de vue structurel et que conjoncturel.



Source : Sur base de nos calculs et des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10

Par ailleurs, les résultats de test de cointégration aux bornes (ou F-bound test de M. H. Pesaran, Y. Shin et R. J. Smith ; 2001) sont présentés dans le tableau N°4 ci-dessous.

Tableau N° 4 : Test de cointégration F aux bornes

Test statistique F aux bornes		Hypothèse nulle : pas de relation de longue période		
Statistique	Valeur	Seuil de Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F	7,832750	10%	2,12	3,23
k	6	5%	2,45	3,61
		2.5%	2,75	3,99
		1%	3,15	4,43

Source : Sur base des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10

Au regard des résultats dans ce tableau, il y a existence de la relation de longue période (relation de cointégration) au seuil de signification de 1%. Par conséquent, il est possible de donner la présentation du mécanisme à correction d'erreur pour le modèle ARDL (1, 3, 2, 2, 3, 2, 3) estimé. Ainsi, il est possible de donner la présentation de la dynamique de courte période ainsi que la relation de longue période.

1) Dynamique de courte période et la relation de long terme

A. Dynamique de l'inflation à court terme

Le tableau N°5 présente les résultats de l'équation de l'inflation à court terme en RDC. Toutes choses restant égales par ailleurs, une augmentation du taux de croissance de taux de liquidité de l'économie a un effet négatif sur le taux d'inflation et statistiquement significatif au seuil de signification de 1%.

Une augmentation du taux de croissance de la liquidité de 1% entraîne une diminution de l'inflation de 1,056%. Cependant, une diminution du taux de croissance de la liquidité dans l'économie de 1% est accompagnée d'une déflation de 0,223%. En d'autres termes, une politique monétaire, qu'elle soit expansionniste ou restrictive en RDC, a un effet déflationniste à court terme. Ce fait n'est pas nouveau dans l'économie de la RDC. Au cours de la période allant de septembre 1964 à décembre 1965, Hecquet et Ryelandt (1970) avaient observé une corrélation négative entre l'évolution de la masse monétaire et des prix. Ils avaient remarqué « ... que l'expansion monétaire reprenait en septembre 1964, les prix continuèrent à baisser jusqu'en février 1965 » (Hecquet et Ryelandt, 1970, p. 19). Une pareille situation est une combinaison de plusieurs facteurs, notamment :

- l'approvisionnement important des marchés en produits locaux (produits agricoles qui sont

saisonniers) et/ou importés (à la suite d'amélioration des recettes d'exportations de produits miniers) au moment où les prix des produits importés remportent sur les prix internes (Albertini, 1994) ;

- le temps d'ajustement de prix au mouvement de la masse monétaire, et aussi des difficultés rencontrées lors des opérations de stabilisation pour faire face aux marges spéculatives liées à la mémoire inflationniste.

Par conséquent, toutes choses restant égales par ailleurs, l'inflation est moins élastique à la politique monétaire restrictive (ou aux chocs monétaires négatifs) en RDC. Comme nous l'avons mentionné ci-haut, une diminution du taux de croissance de la liquidité de 1% est accompagnée par une déflation de 0,223%.

Quant aux interventions sur le marché de change, toutes choses restant égales par ailleurs, une augmentation du taux de change de 1% entraîne une inflation de 0,89% au seuil de signification de 1%. Cependant, une diminution du taux de change de 1% au cours de deux années précédentes respectivement est accompagnée d'une inflation de 13,49% et 11,64% l'année courante ; soit d'une manière globale, à court terme, une diminution du taux de change de 1% entraîne une inflation de 25,12%. En d'autres termes, l'augmentation et la diminution du taux de change en RDC sont toutes inflationnistes. Ce fait est une conséquence de l'indexation des prix en dollars américains par les agents économiques. Pendant la période de surchauffe sur le marché de change, les prix sont indexés au taux de change courant, alors que pendant la période de baisse du taux de change (ou d'appréciation du Franc congolais), les prix sont indexés au niveau le plus élevé du taux de change atteint dans le passé récent.

Tableau N° 5: Dynamique de l'inflation à court terme

Variable dépendante: D(LIPC2010)				
Variables	Coefficients	Ecart-type	Statistique t-Student	Prob.
C	-19,59741	2,375915	-8,248361	0,0000
D(LMBCPIB_POS)	0,010223	0,047686	0,214387	0,8320
D(LMBCPIB_POS(-1))	-0,663872	0,096742	-6,862267	0,0000
D(LMBCPIB_POS(-2))	-0,392046	0,106238	-3,690256	0,0011
D(LMBCPIB_NEG)	0,223258	0,053669	4,159898	0,0003
D(LMBCPIB_NEG(-1))	-0,089760	0,066934	-1,341026	0,1920
D(LTXCHANG_POS)	0,808731	0,025417	31,81834	0,0000
D(LTXCHANG_POS(-1))	0,082007	0,028938	2,833877	0,0090
D(LTXCHANG_NEG)	-0,979567	3,605696	-0,271672	0,7881
D(LTXCHANG_NEG(-1))	-13,48510	3,449623	-3,909152	0,0006
D(LTXCHANG_NEG(-2))	-11,63821	3,704678	-3,141491	0,0043
D(LPIB_POS)	-0,670984	0,808898	-0,829503	0,4147
D(LPIB_POS(-1))	2,484835	0,816574	3,043000	0,0054
D(LPIB_NEG)	-3,750350	0,660515	-5,677914	0,0000
D(LPIB_NEG(-1))	4,276579	1,035192	4,131193	0,0004
D(LPIB_NEG(-2))	2,488397	1,262586	1,970872	0,0599
CointEq(-1)*	-0,677260	0,082137	-8,245500	0,0000
//////////	//////////	//////////	//////////	//////////
R-carré	0,995557	Moyenne variable dépendante		0,716469
R-carré Ajusté	0,993264	Ecart-type variable dépendante		1,108595
S,E, de régression	0,090983	Critère Akaike info		-1,685176
Somme des carrés de résidus	0,256613	Critère Schwarz		-1,022459
Log Vraisemblance	57,44422	Critère Hannan-Quinn		-1,434734
Statistique F	434,1830	Statistique Durbin-Watson		2,050019
Prob(Statistique F)	0,000000	//////////		

Source : Sur base de nos calculs et des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10,

En d'autres termes, les agents économiques ont un comportement visant à se protéger contre le risque de change. Pendant la période de surchauffe sur le marché, avec augmentation du taux de change, les produits écoulés sur le marché sont sortis du stock au coût en rapport avec un niveau élevé du taux de change, soit au dernier niveau élevé du taux de change (ou au taux du jour). Ainsi, les agents économiques sont guidés par le principe selon lequel les marchandises sortent du stock pour être vendues sur le marché au taux de change courant (lequel est le plus élevé), soit aux prix des dernières marchandises entrées en stock ; ils appliquent le principe de gestion de stock : « last in, first out » (LIFO : ou les dernières entrées sont les premières sorties). Par contre, lorsque le taux de change baisse sur le marché, et ayant en mémoire le fait de l'incohérence temporelle, les agents économiques font sortir les marchandises aux prix se rapportant à un taux de change le plus élevé au cours de la période antérieure (ou aux prix des premières marchandises entrées en stock) ; soit l'application du principe « First in, first out » ou bien FIFO. Cette attitude atteste la situation de rigidité des prix à la baisse du taux de change, situation qui est souvent observée sur le marché des biens. Par ailleurs, ces résultats vont dans le même sens que ceux de Bawa et al. (2020) relatifs aux effets asymétriques des chocs de prix pétrolier au Nigeria (Bawa, et al., 2020). En effet, les chocs positifs et négatifs de taux de change ont des effets inflationnistes en RDC. En plus, le choc négatif a un impact plus élevé sur l'inflation.

Pour ce qui est des effets à court terme de l'activité productive sur les prix, les résultats dans le tableau N°5 ci-haut attestent qu'une expansion de l'activité économique au cours de la période courante a un effet négatif et statistiquement non significatif. Cependant, celle de l'année précédente a un effet inflationniste, avec une élasticité statistiquement significative de 2,4848 (au seuil de signification de 1%).

Ceci pourrait être dû par le fait que le niveau des prix est une fonction directe des prix anticipés et de l'activité productive (Blanchard, et al., 2013). Conformément à la théorie économique, la re-

lance de l'activité économique est accompagnée de l'augmentation d'investissement, de salaire, de l'emploi, de la production et des prix [(Blanchard, 2021); (Guglielmi, 1974)]. Néanmoins, la diminution du taux de croissance de PIB de 1% au cours de la période courante entraîne une inflation de 3,75%. Par contre, une contraction de l'activité économique l'année précédente est accompagnée par une déflation de 4,28%. En général, toutes choses restant égales par ailleurs, à court terme, une réduction de taux de croissance de PIB de 1% entraîne une déflation d'environ 0,526%. Cette situation pourrait être liée à une chute de la consommation (ou de la demande) d'une part (Parizeau, 1958); et par un approvisionnement important sur le marché des produits importés et saisonnier surtout de première nécessité, d'autre part. Ce dernier est le cas le plus fréquent en RDC pendant la fin du deuxième semestre de l'année.

Les résultats de la dynamique de courte période de l'inflation en RDC attestent un comportement asymétrique des effets de déterminants de l'évolution des prix au tour de son niveau d'équilibre de longue période. Avec une force de rappel de -0,6772. Si les prix s'écartent de son niveau d'équilibre de longue période 67,72 % de cet écart est absorbé la période suivante. Mais, 95% de cet écart ne peut être absorbé que dans un délai moyen de deux ans, 7 mois et 23 jours .

B. Relation de longue période

Le tableau N° 6 donne les valeurs estimées des effets à niveaux sur les prix à long terme en RDC. Toutes choses restant égales par ailleurs, une augmentation du niveau de taux de liquidité de l'économie (politique monétaire expansionniste) a un effet positif sur le niveau général des prix. L'élasticité de ce dernier par rapport au taux de liquidité de l'économie est de 1,078 ; soit une augmentation du niveau de taux de liquidité de 1% va entraîner une augmentation de niveau général des prix de 1,078%. Cependant, qu'une politique monétaire restrictive (diminution du niveau de taux de liquidité de l'économie) a un effet négatif sur le niveau général des prix. En d'autres termes, une diminution du niveau de taux de liquidité de l'économie de 1% entraîne une diminution du ni-

veau général des prix de 0,854%.

Quant au taux de change, son augmentation a un effet positif sur le niveau des prix. La valeur estimée de cet effet est de 0,699444 ; soit une augmentation du taux de change de 1% entraîne une augmentation de prix de 0,699 %. Cependant, la diminution du niveau de taux de change, bien qu'ayant un effet négatif sur le niveau général

des prix ; mais cet effet n'est pas statistiquement et significativement différent de zéro. En d'autres termes, à long terme, toutes choses restant égales par ailleurs, une diminution du niveau de taux de change n'a pas d'effet sur le niveau général des prix. Ainsi, les prix sont rigides à une baisse du niveau de taux de change. Ce qui atteste la significativité de l'effet de l'inflation importée en RDC.

Tableau N° 6: Relation à long terme de l'Indice des prix à la consommation

Equation à niveau de LIPC				
Variables	Coefficients	Ecart-type	Statistique t-student	Prob,
LMBCPIB_POS	1,078164	0,221726	4,862605	0,0001
LMBCPIB_NEG	0,854079	0,149158	5,726008	0,0000
LTXCHANG_POS	0,699444	0,060714	11,52023	0,0000
LTXCHANG_NEG	16,97266	11,06345	1,534121	0,1376
LPIB_POS	-1,245743	0,216198	-5,762036	0,0000
LPIB_NEG	-12,00812	2,337437	-5,137300	0,0000

Source : Sur base de nos calculs et des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10,

Pour ce qui est de l'activité économique en RDC, à long terme, toutes choses restant égales par ailleurs, l'augmentation du niveau de PIB a un effet négatif sur le niveau général des prix ; par contre la réduction du niveau de PIB a un effet positif sur le niveau général des prix. En plus, les deux effets n'ont pas même grandeur. Le niveau des prix est plus élastique à une baisse du niveau de l'activité économique. Toutes choses restant égales, une diminution du niveau d'activité économique de 1% entraîne une augmentation du niveau général des prix d'environ 12% ; alors qu'une expansion de l'activité économique engendre une diminution du niveau général des prix d'environ 1,25%. Ce dernier effet sur le niveau général des prix n'est pas statistiquement différent de l'unité .

Ce fait est conforme à la théorie économique : la relance de l'activité économique est accompagnée de l'augmentation d'investissement, de salaire, de l'emploi, de la production et des

prix. En plus, la différence entre les deux effets pourrait être dû par la différence des élasticités : l'élasticité de l'offre agrégée par rapport au niveau des prix anticipés et celle de la demande agrégée par rapport au niveau des prix effectifs, d'une part ; et aussi d'autre part, par l'ampleur de l'offre de monnaie réelle, à la mémoire inflationniste auprès des ménages et à la politique de gel des dépenses publiques souvent appliquée dans pareille situation par le gouvernement [(Blanchard, 2021); (Guglielmi, 1974) ; (Blanchard, & al., 2013) ; (McEachern, 2014)]

C. Tests d'asymétrie des effets à court et à long termes et mécanisme causal

L'analyse de l'asymétrie des effets est faite à l'aide de test de Wald et des graphiques des multiplicateurs asymétriques dynamiques cumulés (lesquels montrent le schéma d'ajustement de l'inflation à son équilibre à long terme à la suite d'un choc unitaire positif ou négatif

dans les variables explicatives), dont les résultats sont présentés au tableau N° 7 et à la figure N°3 ci-dessous. Ces résultats attestent que les chocs monétaires ont des effets statistiquement significatifs et asymétriques sur l'inflation aussi bien à court qu'à long terme en RDC. A court terme, l'hypothèse de l'asymétrie des effets des chocs monétaires est confirmée au seuil de signification de 1% ; alors qu'à long terme, le test est validé au seuil de 5%.

Quant à la politique de change, l'asymétrie des effets de chocs sur l'inflation est vérifiée à court terme. Cependant, à long terme, les chocs de change ont des effets symétriques sur l'inflation. En outre, à court terme, le choc d'une réduction du taux de change a plus d'impact sur le taux d'inflation que le choc de son augmentation. Par conséquent, l'asymétrie des effets de chocs monétaires à court et à long terme, ainsi que leurs signes d'une part, et celle des effets de chocs de taux de change d'autre part, ouvre le débat sur l'efficacité des dernières interventions de la BCC. Sachant que cette dernière n'a pas pris en compte

les effets du jugement que les agents économiques ont sur elle, et aussi le fait d'incohérence temporelle dans un environnement dynamique [(Tversky & Kahneman, 1974) ; (Kydland & Prescott, 1977) ; (Barro & Gordon, 1983) ; (Barro & Gordon, 1983)].

Nous pouvons noter avec Shiller (2015) que « le gouvernement ne peut pas protéger complètement la société des effets des vagues d'exubérance irrationnelle ou de pessimisme irrationnel – des réactions émotionnelles qui font elles-mêmes partie de la condition humaine. Les politiques visant à faire face à la volatilité spéculative sont un peu comme les politiques visant à faire face à l'instabilité politique. » (Shiller, 2015, p. 238). En plus, Kydland et Prescott (1977) avaient fait noter, à travers un exemple de politique de crédit à l'investissement avec coût d'ajustement et des dépenses distribuées de manière calendaire décalée, que « les effets de stabilisation active avaient contribué à l'instabilité économique et même rendu une économie stable instable. » (Kydland & Prescott, 1977, p. 486)

Tableau N° 7 : Test de Wald pour l'asymétrie des effets à court et à long terme

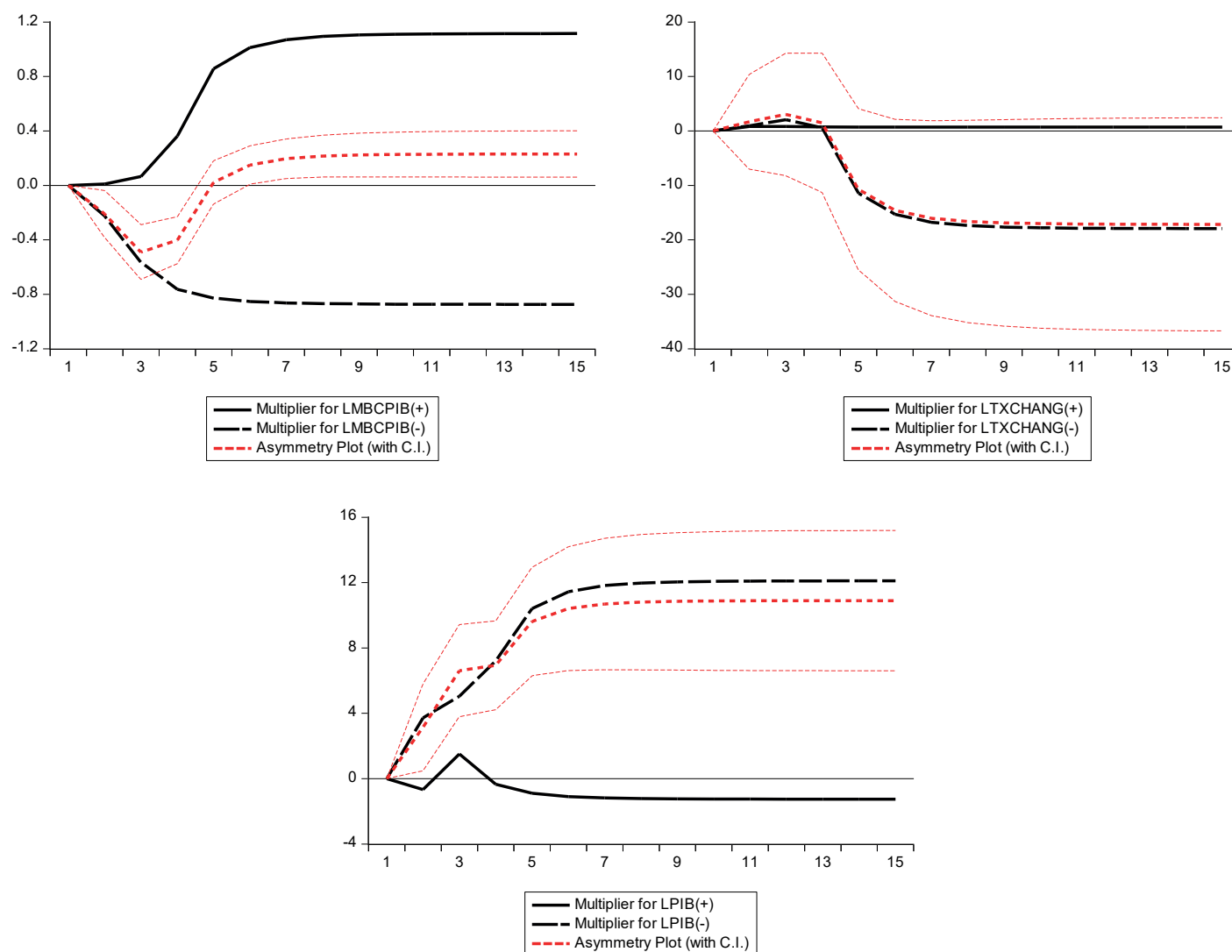
Variables			LMBCPIB	LTXCHANG	LPIB
Court terme	Statistique F	Valeur	38,04797	10,05967	0,169827
		Probabilité	0,0000	0,0040	0,6838
	Statistique t-student	Valeur	-6,168304	3,171698	-0,412101
		Probabilité	0,0000	0,0040	0,6838
	Chi-carré	Valeur	38,04797	10,05967	0,169827
		Probabilité	0,0000	0,0015	0,6803
Long terme	Statistique F	Valeur	6,613756	2,593671	13,90432
		Probabilité	0,0165	0,1198	0,001
	Statistique t-student	Valeur	2,571722	-1,610488	3,728849
		Probabilité	0,0165	0,1198	0,001
	Chi-carré	Valeur	6,613756	2,593671	13,90432
		Probabilité	0,0101	0,1073	0,0002

Source : Sur base de nos calculs et des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews

Pour ce qui est de l'activité économique, le PIB a un effet symétrique à court terme sur le taux d'inflation ; cependant, son effet à long terme est asymétrique. Par conséquent, l'attention particulière doit être portée sur l'évolution de l'activité productive au moment de l'élaboration des stratégies de stabilisation des prix en RDC. Contrai-

rement à l'étude de Tabari et Nasrollahi (2013) menée sur l'Iran, où la variable monétaire influence le plus l'évolution des prix, en RDC l'inflation est plus influencée par le PIB (la production) et le taux de change (l'inflation importée).

Figure N° 3: Graphique des multiplicateurs du modèle NARDL



Source : Sur base des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10.

Au regard de résultats ci-haut, une bonne politique de stabilisation devrait passer par la politique de la relance de l'activité économique en RDC. Ainsi, nous pouvons aussi le remarquer à travers les résultats du test de causalité au sens de Granger suivant l'approche développée par de H. Y. Toda et T. Yamamoto en 1995 (Toda & Yamamoto, 1995). Le tableau N°8 ci-dessous présente les résultats de test de causalité. Selon ces résultats, toutes choses restant égales par ailleurs, en RDC, l'évolution de l'indice général des prix à la consommation est causée par l'évolution du PIB et celle du taux de change. Le taux de liquidité de l'économie est causé par l'évolution du PIB. En

plus, l'évolution du taux de change est aussi causée par celle de l'activité économique. Il ressort des données du tableau N°8 que toutes les relations causales sont unidirectionnelles.

Il y a lieu de remarquer qu'en RDC, l'activité économique exerce un effet causal direct, mais aussi indirect sur l'évolution des prix par le biais du taux de change. Ainsi, cette situation nous conduirait à admettre que l'on serait en présence non pas d'une inflation d'origine monétaire, mais plutôt d'une inflation par les coûts liés notamment : aux importations (matières premières, particulièrement les produits pétroliers, et les denrées alimentaires) ;

aux conditions difficiles de transports sur le plan interne, à l'augmentation de la fiscalité suite à la suppression des exonérations initialement accordées aux agents économiques, au coût d'investissements et à la perception de l'inflation par la population (facteurs psychologiques).

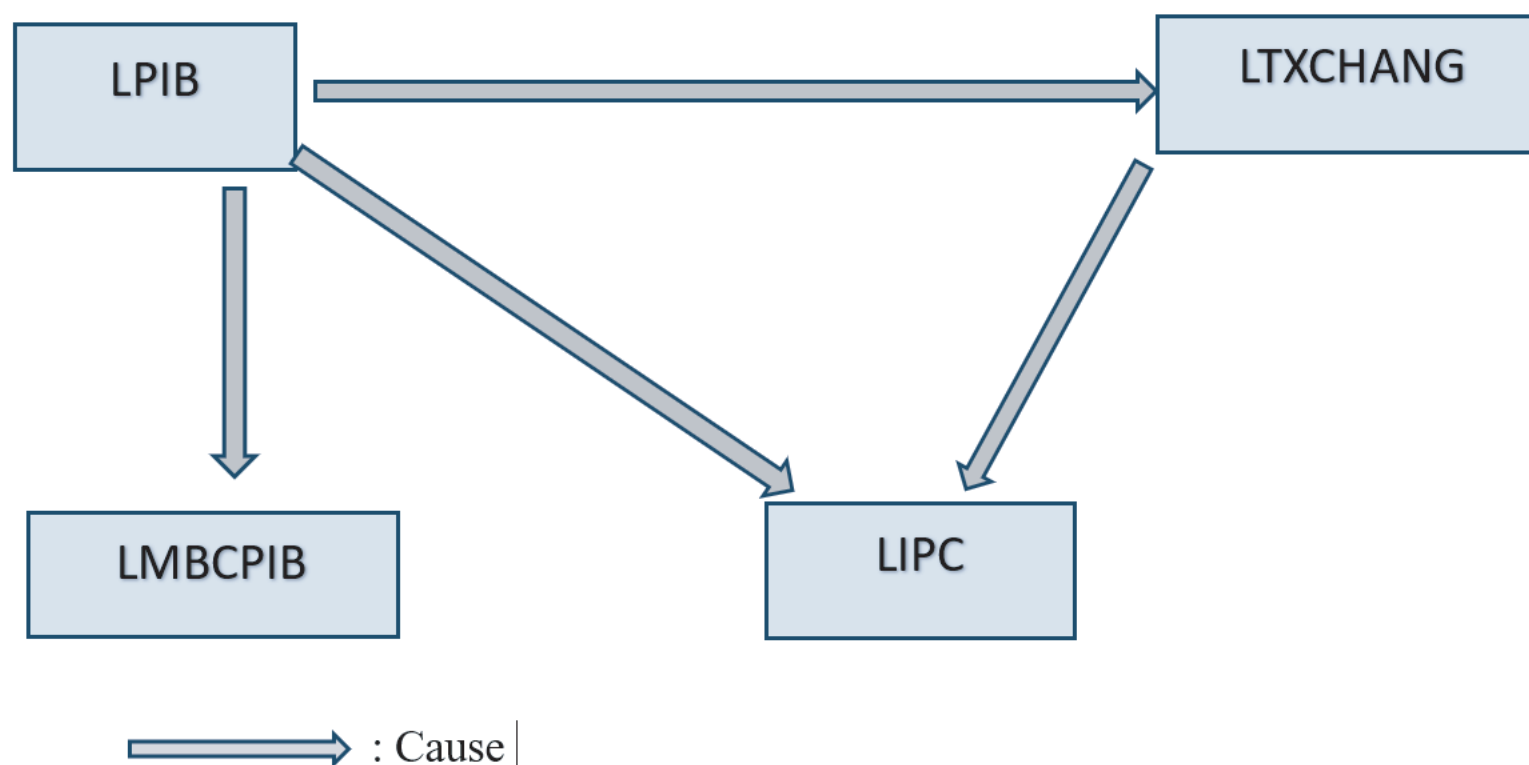
Tableau N°8 : Résultats Tests de Causalité de Toda-Yamamoto

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	LIPC	LPIB	LMBCPIB	LTXCHANG
LIPC		2,1554 (0,5408)	0,5401 (0,9100)	4,9452 (0,1759)
LPIB	16,9639 (0,0030)		9,1816 (0,0270)	10,0791 (0,0179)
LMBCPIB	3,1008 (0,3763)	0,8268 (0,8430)		3,3109 (0,3461)
LTXCHANG	8,6509 (0,0343)	1,7067 (0,6354)	0,9360 (0,8167)	

Source : Sur base des données de la Banque mondiale (WDI, 2022), avec Eviews 10.

NB : les nombres en gras représentent les valeurs de la statistique de Khi-carré calculé et les nombres entre parenthèses sont les valeurs de probabilité de significativité de Khi-carré calculé

Figure N° 4 : Schéma de la relation causale entre l'indice général des prix à la consommation, le taux de change, le taux de liquidité de l'économie et le Produit intérieur brut



A la lumière de ce qui précède, il nous est permis d'avoir le doute sur l'efficacité des interventions de la Banque centrale du Congo sur le marché monétaire et celui de change, notamment à travers le relèvement de taux d'intérêt directeur et les annonces du taux de change. Il convient de noter que la politique visant l'utilisation du taux d'intérêt pour faire face à la dépréciation d'une monnaie nationale est celle basée sur la parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC) ; or cette politique est fondée sur l'hypothèse des substitutions parfaites pour le cas d'espèce, des actifs financiers en franc congolais et en dollars américains [(Plihon, 2004) ; (Bénassy-Quéré, et al., 2019) ; (Mishkin, 2022)]. Une hypothèse qui n'est pas vérifiable dans le contexte d'absence de libre circulation des capitaux, et avec l'imperfection de marché des crédits, d'une part ; et dans le contexte d'agents économiques n'ayant pas même perception quant aux anticipations sur le taux de change parce que n'ayant pas tous la même information, d'autre part (Mishkin, 2022). En outre, la politique basée sur les effets d'annonce n'est efficace que lorsque le décideur jouit d'un certain crédit de la part des agents économiques [(Mishkin, 2022) ; (Bénassy-Quéré, et al., 2019) ; (Plihon, 2004) ; (Shiller, 2015)] ; ce qui n'est pas le cas pour la BCC, en voyant le nombre des tableaux d'affichage de taux de change le long des routes dans des grandes agglomérations. Pour ce, le soutien de l'activité productive devrait être une priorité pour la stabilité des prix et de Franc congolais face aux monnaies étrangères, en l'occurrence le dollar américain.

V. Conclusion

Cette analyse a cherché à montrer qu'en RDC, les effets des chocs monétaires (positifs et négatifs) et aussi ceux du taux de change et de l'activité économique sur les prix sont asymétriques. Le modèle utilisé est celui qui a été développé par Shin et al. (2014), soit le modèle autorégressif à retard échelonné non-linéaire (NARDL). L'estimation de ce modèle faite sur base des données tirées de la base sur les indicateurs de développement dans le monde (WDI, 2022) a révélé que, toutes choses restant égales par ailleurs :

- 1) A court terme :
 - a. une augmentation du taux de croissance de taux de liquidité de l'économie a un effet négatif sur le taux d'inflation et statistiquement significatif au seuil de signification de 1% ; soit, une augmentation du taux de croissance de la liquidité de 1% entraîne une diminution de l'inflation de 1,056%. Cependant, une diminution du taux de croissance de la liquidité dans l'économie de 1% est accompagnée d'une déflation de 0,223%. En d'autres termes, une politique monétaire, qu'elle soit expansionniste ou restrictive en RDC, a un effet déflationniste à court terme. Une situation qui pourrait être due suite à l'approvisionnement important des marchés en produits locaux (produits agricoles qui sont saisonniers) et/ou importés (à la suite d'amélioration des recettes d'exportations de produits miniers) au moment où les prix des produits importés remportent sur les prix internes (Albertini, 1994) ; et au temps d'ajustement de prix au mouvement de la masse monétaire, et aussi des difficultés rencontrées lors des opérations de stabilisation pour faire face aux marges spéculatives liées à la mémoire inflationniste. Bref, l'inflation est moins élastique à la politique monétaire restrictive (ou aux chocs monétaires négatifs) en RDC.
 - b. Quant aux interventions sur le marché de change, une augmentation du taux de change de 1% entraîne une inflation de 0,89% au seuil de signification de 1%. Cependant, une diminution du taux de change de 1 % d'une manière globale, entraîne une inflation de 25,12%. En d'autres termes, l'augmentation et la diminution du taux de change en RDC sont toutes inflationnistes. Ce fait est une conséquence de l'indexation des prix en dollars américains par les agents économiques.
 - c. Pour ce qui est des effets de l'activité productive, une expansion de l'activité économique a un effet inflationniste, avec une élasticité statistiquement significative de 2,4848 (au seuil de signification de 1%). Ceci pourrait être dû par le fait que le niveau des prix est une fonction directe des prix anticipés et de l'activité productive (Blanchard, et al., 2013). Conformément à la théorie économique, la relance de l'activité économique est accompagnée de l'augmentation d'investissement, de salaire, de

l'emploi, de la production et des prix [(Blanchard, 2021); (Guglielmi, 1974)]. Cependant, une réduction de taux de croissance de PIB de 1% entraîne une déflation d'environ 0,53%. Cette situation pourrait être liée à une chute de la consommation (ou de la demande) d'une part (Parizeau, 1958); et par un approvisionnement important sur le marché des produits importés et saisonnier surtout de première nécessité, d'autre part. Ce dernier est le cas le plus fréquent en RDC pendant la fin du deuxième semestre de l'année.

2) A long terme :

- a. une augmentation du niveau de taux de liquidité de l'économie (politique monétaire expansionniste) a un effet positif sur le niveau général des prix. Cependant, qu'une politique monétaire restrictive (diminution du niveau de taux de liquidité de l'économie) a un effet négatif sur le niveau général des prix.
- b. Quant au taux de change, son augmentation a un effet positif sur le niveau des prix. Cependant, la diminution du niveau de taux de change, bien qu'ayant un effet négatif sur le niveau général des prix ; mais cet effet n'est pas statistiquement et significativement différent de zéro. En d'autres termes, les prix sont rigides à une baisse du niveau de taux de change.
- c. Pour ce qui est de l'activité économique en RDC, l'augmentation du niveau de PIB a un effet négatif sur le niveau général des prix ; par contre la réduction du niveau de PIB a un effet positif sur le niveau général des prix. En plus, les deux effets n'ont pas même grandeur. Le niveau des prix est plus élastique à une baisse du niveau de l'activité économique.

3) L'analyse de l'asymétrie des effets sur les prix atteste que :

- a. les chocs monétaires ont des effets statistiquement significatifs et asymétriques sur l'inflation aussi bien à court qu'à long terme en RDC ;
- b. quant à la politique de change, l'asymétrie des effets de chocs sur l'inflation est vérifiée à court terme. Cependant, à long terme, les chocs de change ont

des effets symétriques sur l'inflation. En outre, à court terme, le choc d'une réduction du taux de change a plus d'impact sur le taux d'inflation que le choc de son augmentation ;

- c. pour ce qui est de l'activité économique, le PIB a un effet symétrique sur le taux d'inflation à court terme ; cependant, son effet à long terme est asymétrique.

Enfin, nous pouvons conclure qu'en RDC l'on serait en présence non pas d'une inflation d'origine monétaire, mais plutôt d'une inflation par les coûts liés notamment : aux importations (matières premières, particulièrement les produits pétroliers, et les denrées alimentaires) ; aux conditions difficiles de transports sur le plan interne, à l'augmentation de la fiscalité suite à la suppression des exonérations initialement accordées aux agents économiques, au coût d'investissements et à la perception de l'inflation par la population (facteurs psychologiques). Ainsi, les interventions de la Banque centrale du Congo sur le marché monétaire et celui de change, notamment à travers le relèvement de taux d'intérêt directeur et les annonces du taux de change, ne pourraient être efficaces. Cependant, les stratégies visant la relance de l'activité économique devraient être une priorité pour la stabilité des prix et de Franc congolais face aux monnaies étrangères, en l'occurrence le dollar américain.

VI. BIBLIOGRAPHIE

- Aghion, P., Algan, Y., Cahuc, P., & Shleifer, A. (2010). Regulation and distrust. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1015-1049.
- Albertini, J.-M. (1994). *Les rouages de l'économie nationale* (40e éd.). Éditions de l'Atelier & Ouvrières.
- Artus, P. (2022). *Les nouvelles politiques monétaires*. Ellipses Edition Marketing S.A.
- Atkeson, A., Chari, V. V., & Kehoe, P. J. (2010). Sophisticated monetary policies. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 47-89.
- Bahmani, O. M., & Saha, S. (2016). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices? *Global Finance Journal*, 16 pages.
- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983a). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of Political Economy*, 91(4), 589-610.

- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983b). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121.
- Barro, R. J., & Grossman, H. I. (1976). *Money, employment and inflation*. Cambridge University Press.
- Bawa, S., Abdullahi, I. S., Tukur, D., Barda, S. I., & Adams, Y. J. (2020). Asymmetric impact of oil price on inflation in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 11(2), 85-113.
- Bénassy, Q. A., Coeuré, B., Jacquet, P., & Pisani, F. J. (2019). *Economic policy: Theory and practice* (2e éd.). Oxford University Press.
- Bezbakh, P. (2006). *Inflation et désinflation* (5e éd.). La Découverte.
- Blanchard, O. (2021). *Macroeconomics* (8e éd.). Pearson Education Ltd.
- Blanchard, O., Cohen, D., & Johnson, D. (2013). *Macroéconomie* (6e éd.). Pearson.
- Bourbonnais, R. (2015). *Économétrie : Cours et exercices corrigés* (9e éd.). Dunod.
- Chami, R., Espinoza, R., & Montiel, P. (2021). *Macroeconomic policy in fragile states* (1re éd.). Oxford University Press & International Monetary Fund.
- Christev, A., & Kang, Y. (2015). Money and inflation : Is monetary policy useful ? *The Manchester School*, 2015(suppl.), 30-50.
- Drumetz, F., Pfister, C., & Sahuc, J.-G. (2015). *Politique monétaire* (2e éd.). De Boeck Supérieur.
- Drut, B. (2022). *Banques centrales : les nouveaux outils de la politique monétaire*. De Boeck Supérieur.
- Ekembe, P. S. (2014). Analyse des conditions préalables de mise en place d'une stratégie de ciblage d'inflation en République Démocratique du Congo : Quels enseignements pour la RDC ? *Cahiers Économiques et Sociaux*, 31(1-2), 253-268.
- Friedman, M. (1961). The lag in effect of monetary policy. *Journal of Political Economy*, 69(5), 447-466.
- Friedman, M. (1968). *Dollars and deficits: Inflation, monetary policy and the balance of payments*. Prentice-Hall.
- Friedman, M. (1976). *Inflation et systèmes monétaires* (éd. revue et augmentée). Calmann-Lévy.
- Keynes, J. M. (1936/2017). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Payot & Rivages.
- Mishkin, F. S. (2022). *The economics of money, banking, and financial markets* (13e éd.). Pearson Education Limited.
- Mukoko, S. D. (2021). *Guérir le Congo du mal Zaïrois*. Academia-L'Harmattan.
- O'Neill, R., Ralph, J., & Smith, P. A. (2017). *Inflation : History and measurement*. Springer Nature.
- Olayiwola, A. S., & Ogun, T. (2019). Asymmetric effect of monetary policy shocks on output and prices in Nigeria. *African Journal of Economic Review*, 7(1), 238-248.
- Parizeau, J. (1958). Hausse des prix et récession. *L'Actualité économique*, 34(2), 309-317.
- Parkin, M., & Swoboda, A. (1977). Inflation: A review of the issues. In E. Lundberg (Ed.), *Inflation theory and anti-inflation policy* (pp. 3-41). The Macmillan Press Ltd.
- Perkins, D. H., Radelet, S., & Lindauer, D. L. (2008). *Economie du développement* (3rd ed.). De Boeck Supérieur.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis. In *Econometrics and economic theory in the 20th century : The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pigou, A. C. (1920). *The economics of welfare*. Macmillan and Co., Ltd.
- Plihon, D. (2004). *La monnaie et ses mécanismes* (4th ed.). La Découverte.
- Pragidis, I., Gogas, P., & Tabak, B. (2013). Asymmetric effects of monetary policy in the U.S. and Brazil. *Banco Central do Brasil*.
- Senda, T. (2001). Asymmetric effects of money supply shocks and trend inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1), 65-89.
- Shen, C.-H. (2000). Are the effects of monetary policy asymmetric? The case of Taiwan. *Journal of Policy Modeling*, 22(2), 197-218.
- Shiller, R. J. (2015). *Irrational exuberance* (3rd ed., revised and expanded). Princeton University Press.
- Shin, Y., B., & Greenwood, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281-314). Springer Science & Business Media.

Tabari, N. A. Y., & Nasrollahi, M. (2013). How do monetary policy tools work? An investigation on monetary transmission mechanism in Iran. *Management Science Letters*, 3, 1167-1174.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science, New Series*, 185(4157), 1124-1131.

Wauk, G., & Adjorlolo, G. (2019). The game of monetary policy, inflation and economic growth. *Open Journal of Social Sciences*, 7(7), 255-271.

Weise, C. L. (1999). The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 31(1), 85-108.